

UN MODELO DE LOS ATAQUES ESPECULATIVOS CONTRA EL PESO MEXICANO*

Herminio Blanco
Rice University

Comité de Asesores Económicos
de la Presidencia
de la República

Peter M. Garber
Brown University

Recientemente, diversos investigadores han desarrollado el concepto de ataques especulativos endógenos sobre regímenes que fijan los precios de activos.¹ Esta literatura ha demostrado que el momento y magnitud de los ataques pueden ser determinados a través del estudio del comportamiento especulativo racional de los agentes. Sin embargo, no se ha hecho ningún esfuerzo para instrumentar empíricamente estos modelos. En este ensayo generamos un método empírico dirigido a predecir el momento y magnitud de las devaluaciones forzadas por ataques especulativos sobre sistemas de tipo de cambio fijo. Con el fin de ilustrar la aplicabilidad del método, analizamos la experiencia del tipo de cambio mexicano durante el periodo 1973-1982.

Después de casi veinte años de una política monetaria conservadora, la cual mantuvo con éxito un tipo de cambio estable (1954-1972), el Banco

* La versión en inglés se publicó con el título de "Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso", en el *Journal of Political Economy*, 1986-1.

Estamos agradecidos por sus comentarios a Robert Flood, Robert Hodrick Barro, diversos árbitros anónimos y participantes en seminarios en la Universidad de Rochester, Rice University, Queens University, FMI, la División Financiera Internacional de la Junta de Gobernadores de la Reserva Federal y El Colegio de México. La National Science Foundation aportó el apoyo financiero. Las ideas contenidas en este estudio son responsabilidad exclusiva de los autores y no representan los puntos de vista del Comité de Asesores Económicos de la Presidencia.

¹ El primer estudio de esta literatura fue el de Salant y Henderson (1978) sobre los esquemas de fijación del precio del oro. Krugman (1979) aplicó la idea de Salant y Henderson a un cambio con previsión perfecta de un tipo de cambio fijo a uno flotante. Flood y Garber (1984a, 1984b) estudiaron una versión estocástica del ataque sobre un tipo de cambio fijo y un colapso previsto del estándar oro. Obstfeld (1984) aplicó una versión de previsión perfecta de estos modelos para estudiar las devaluaciones, y Conally y Taylor (1984) estudiaron ataques sobre sistemas de tipo de cambio deslizante. Salant (1983) ha producido resultados generales sobre el colapso de esquemas de fijación de precios de activos.

de México se convirtió en una fuente importante de financiamiento del sector público a partir de 1973. Posteriormente, México sufrió una serie de crisis en la balanza de pagos.² En agosto de 1976 y en febrero y agosto de 1982 se dieron profundas modificaciones del tipo de cambio. El Banco de México instrumentó también un conjunto de minidevaluaciones durante 1981, e impuso un control de cambios en agosto de 1982.

Utilizando la experiencia mexicana como un ejemplo, elaboraremos estimaciones de series de tiempo de la probabilidad de que una devaluación ocurra el próximo periodo. Los máximos valores de la serie de probabilidad sucedieron durante las devaluaciones de 1976 y 1982. También construiremos una serie de tiempo del tipo de cambio esperado en el siguiente periodo, condicionado a la ocurrencia de una devaluación.

El ensayo está dividido en dos secciones. En la I desarrollamos un modelo de devaluación, el cual es una extensión de algunos de los resultados de la literatura sobre ataques especulativos. Los bloques fundamentales de construcción del modelo son: un mercado interno de dinero, una regla de política económica para la devaluación y otra más para la creación de crédito interno. De estos componentes derivamos las siguientes expresiones: la probabilidad de que un régimen de tipo de cambio fijo colapse una unidad de tiempo adelante; el valor esperado del nuevo tipo de cambio fijo; la varianza y el intervalo de confianza del tipo de cambio pronosticado. En la sección II presentamos las estimaciones del modelo para la muestra mexicana.

I. El modelo de devaluación

Ya que un régimen de tipo de cambio fijo involucra el control de un precio nominal, un gobierno puede mantener un tipo de cambio dado, al controlar el crédito interno. La recurrencia de las devaluaciones debe implicar que el tipo de cambio fijo es una meta secundaria del gobierno, que se mantiene condicional al cumplimiento de otras políticas económicas de carácter primario. En este estudio supondremos que la política fiscal del gobierno y sus déficit implícitos son las metas primarias que no son afectadas por eventos en el mercado cambiario. Para muchos países (por ejemplo México), este supuesto implica que la política de creación de crédito interno del banco central es una fuerza exógena en el mercado de cambios. Cuando los requerimientos para financiar tanto el déficit del gobierno como para apoyar el tipo de cambio exceden algún límite de los recursos del banco central, el tipo de cambio fijo en vigencia será abandonado.

² Véase Ortiz y Solís (1979) para una descripción del cambio en la política monetaria que llevó a la devaluación de 1976.

a. *El mercado de dinero*

El mercado de dinero provee el componente central de nuestro modelo:

$$m_t - p_t = \beta + \Omega y_t - \alpha i_t + w_t \quad (1)$$

donde m_t , p_t y u_t son logaritmos del acervo de dinero, del nivel de precios internos y del nivel del producto agregado, respectivamente. La i_t es la tasa de interés interna y w_t es el término aleatorio de la demanda de dinero. Igualmente suponemos que el nivel de precios y la tasa de interés son determinados por:

$$i_t = i_t^* + Ee_t + 1^{-e_t} \quad (2)$$

$$p_t = p_t^* + e_t + u_t \quad (3)$$

donde el asterisco significa una variable externa exógena. Las variables e_t y u_t son los logaritmos del tipo de cambio nominal y real, respectivamente.³ El operador E representa expectativas condicionales en la información a través del tiempo t .

b. *La política de devaluación*

Cambios en las variables de la ecuación (1) y movimientos del crédito interno determinan la evolución de las reservas internacionales netas. El banco central, habiendo fijado el tipo de cambio en \bar{e} , deja de intervenir en el mercado cambiario cuando las reservas netas alcanzan un nivel crítico \bar{R} , medido en unidades de divisas internacionales.⁴ Si tal evento se materializa en el tiempo t , el banco central establece un nuevo tipo de cambio \hat{e}_t usando una regla permanente de política económica. Suponemos que el gobierno no impone controles de cambios.

Como es usual para una regla de política, \hat{e}_t será una función de las variables aleatorias de estado. Mientras que un tipo de cambio fijo permanezca viable, \hat{e}_t quedará en el escenario como un tipo de cambio "sombra", no observable al investigador. Este tipo de cambio se hará observable sólo al momento de una devaluación. \hat{e}_t , el nuevo tipo de cambio fijo que sería establecido después de un ataque, debe siempre ser un tipo de cambio viable. Esto requiere que \hat{e}_t exceda algún valor mínimo, el cual será derivado en la siguiente subsección.

La viabilidad *presente* del tipo fijo depende de la relación entre el tipo

³ Incluimos u_t para dar cuenta de las desviaciones con respecto a la paridad del poder de compra.

⁴ Una versión más completa del modelo consideraría también un límite superior de reservas internacionales netas. Véase Grilli (1984) para el desarrollo teórico de nuestro modelo cuando tanto devaluaciones como revaluaciones son posibles.

de cambio fijo y e_t . Específicamente, es equivalente que e_t exceda al actual tipo de cambio fijo que el nivel de reservas alcance su límite inferior en el tiempo t . Suficiencia lógica se sigue ya que, si este evento acontece, los agentes se beneficiarían de un ataque especulativo que obligaría a una devaluación hacia e_t . De acuerdo con esta política, el banco central venderá reservas internacionales hasta que alcancen el límite inferior \bar{R} . En este punto, el banco establecerá el nuevo tipo de cambio e_t , proveyendo por tanto de una ganancia de capital instantánea a quienes atacaron las reservas.

Para demostrar necesidad, supóngase que las reservas netas han caído a su límite inferior pero que aún queda un exceso de oferta monetaria al actual tipo de cambio fijo. Si la regla de política establece alguna e_t menor que el tipo de cambio fijo en vigencia, esto empeoraría el exceso de oferta. Por tanto, tal regla de política sería inconsistente con el supuesto de un equilibrio en el mercado de dinero.

c. Una política viable de devaluación y el tipo de cambio flotante

Ahora estableceremos que, para producir un tipo de cambio viable, la regla de política debe prescribir un tipo de cambio mayor o igual al tipo que prevalecería en la etapa posterior al ataque especulativo, es decir, un régimen de tipo de cambio de flotación permanente. En un régimen sin la intervención del banco central en el mercado cambiario, las reservas internacionales netas permanecerían constantemente al mínimo \bar{R} , y el tipo de cambio de flotación permanente sería aquel que apoya el equilibrio del mercado de dinero.

Sin embargo, si el banco central es obligado a devaluar y todavía intenta establecer un tipo fijo por debajo del tipo flotante asociado con el nivel de reservas permanente \bar{R} , enfrentaría una demanda por reservas, la cual no podría satisfacer debido a que éstas habrían alcanzado ya \bar{R} . Por tanto, el tipo de cambio de flotación permanente, aun cuando no es observable en un régimen de cambio fijo, establece el límite inferior para un nuevo tipo de cambio fijo. Debido a que el subyacente tipo de cambio de flexibilidad permanente constituye un bloque importante en nuestro modelo, procederemos a derivarlo.⁵

Haciendo uso de la condición de equilibrio del mercado de dinero, podemos determinar el tipo de cambio flexible. Sustituyendo (2) y (3) en (1), obtenemos para cualquier tiempo t del régimen de flotación

$$\tilde{b}_t = -\alpha E \tilde{e}_{t+1} + [1 + \alpha] \tilde{e}_t \quad (4)$$

⁵ Flood y Garber (1984b) argumentan que el tipo flotante posterior al ataque debe ofrecer un límite inferior para un nuevo tipo de cambio fijo. Sin embargo, Flood y Garber, interesados en el estudio del colapso de un régimen de tipo de cambio fijo en otro de flotación permanente en un marco estocástico, no hicieron un uso posterior de esta observación.

donde $b_t = \log[D_t + \bar{R} \exp(\bar{e})] - \beta - \gamma_t + \alpha_t^* - \rho_t^* - u_t - w_t$. D_t es el componente del crédito interno de la base monetaria en el tiempo t , y e_t representa el tipo de cambio de flotación permanente. Convertimos \bar{R} en moneda nacional usando el tipo de cambio fijo \bar{e} vigente en el periodo del cambio a tipos flotantes. Esto se sigue de nuestro supuesto de que el gobierno no repudia su tipo fijo hasta que las reservas alcanzan \bar{R} .⁶

Denotamos por b_t el valor inicial de \tilde{b}_t , el cual prevalecería en el tiempo t si el tipo flotante empieza en t . En principio, es importante distinguir entre el proceso estocástico que conduce los valores futuros de las variables \tilde{b}_t después de que el tipo flotante empieza del proceso que impulsa b_t . Esta última variable es determinada periodo tras periodo durante la operación del sistema de tipo de cambio fijo. En particular el límite de reservas \bar{R} puede evolucionar durante el régimen de tipo fijo, afectando por tanto el desarrollo de b_t . Sin embargo, en el lapso de una flotación pura, las reservas que entran en \tilde{b}_t no cambiarían. Aún más, variables como D_t que están en \tilde{b}_t pueden comportarse de manera diferente en un ambiente de tipo fijo que en otro de flotación permanente. No obstante, ya que el proceso \tilde{b}_t no es observable por el investigador, supondremos que los procesos \tilde{b}_t y b_t son idénticos.⁷

El proceso estocástico que conduce la variable b_t (y \tilde{b}_t) se supone que es un proceso autorregresivo de primer orden exógeno al tipo de cambio.⁸ Específicamente, el proceso b_t es:

$$b_t = \theta_1 + \theta_2 b_{t-1} + v_t \quad (5)$$

donde v_t es un proceso de ruido blanco con una función de densidad normal $g(v)$, con media cero y desviación estándar σ .⁹

Ya que en las economías reales el crédito interno puede responder a movimientos en tipos de cambio verdaderos o sombra, la exogeneidad del proceso b_t y la exogeneidad implícita del crédito interno con respecto al tipo de cambio son supuestos fuertes. Nótese, sin embargo, que no supone-

⁶ El componente del acervo monetario originado por las reservas internacionales es el monto de reservas ingresado a valor en libros. La expresión para \tilde{b}_t depende de todos los activos y obligaciones de intercambio internacional que han sido adquiridos durante el periodo cuando \bar{e} fue un tipo de cambio fijo.

⁷ Podríamos derivar resultados teóricos similares a aquéllos en el texto, suponiendo que \tilde{b}_t y b_t siguen diferentes procesos estocásticos.

⁸ El proceso b_t puede ser especificado como un proceso autorregresivo de alto orden sin alterar básicamente el desarrollo teórico. En nuestro trabajo empírico instrumentamos un modelo con un proceso AR(2) para b_t , y hallamos que el coeficiente sobre b_{t+2} no fue significativamente diferente de cero. Por tanto, simplificamos este estudio analizando un proceso AR(1).

⁹ La forma funcional específica de esta función de densidad es irrelevante para nuestros resultados básicos. La propiedad del supuesto de normalidad será probada en la sección empírica.

mos independencia entre las variables componentes de h_t ; en particular, y_t y D_t pueden ser simultáneamente determinadas. El relajar el supuesto de exogeneidad para el mercado cambiario requeriría añadir la retroalimentación de la relación del tipo de cambio a h_t . Esto complicaría la dinámica, pero la solución para el tipo flotante sería similar a la obtenida más abajo, siempre y cuando la relación retroalimentadora pueda ser linealizada.

Obtenemos el tipo de cambio flexible \bar{e}_t resolviendo las ecuaciones en diferencia en (4) y (5). La solución

$$\bar{e}_t = \mu\alpha\theta_1 + \mu h_t \quad (6)$$

donde $\mu = 1/[(1 + \alpha) - \alpha\theta_2]$, se sigue de suponer que $\alpha\theta_2/(1 + \alpha) < 1$ y de suponer la inexistencia de "burbujas".

La determinación del banco central de la regla de política para el tipo de cambio nuevo debe involucrar algún problema de optimización.¹⁰ No obstante, supondremos que el nuevo tipo de cambio es una función lineal simple

$$\hat{e}_t = \bar{e}_t + \delta v_t \quad (7)$$

donde δ es un parámetro no negativo.¹¹ \hat{e}_t es el tipo de cambio fijo nuevo que será establecido si el nivel de reservas alcanza el valor \bar{R} en el tiempo t .

Nótese en (6) y (7) que \hat{e}_t es una función de las únicas variables de estado en el modelo, h_t y v_t . Obsérvese también que ya que $\delta \geq 0$, \hat{e}_t excede el valor mínimo viable para un nuevo tipo de cambio cuando las reservas se agotan.¹² La regla (7) establece que, después de un ataque especulativo, el banco central seleccionará un nuevo tipo igual al tipo mínimo viable más

¹⁰ Idealmente, la política del tipo de cambio debería resultar de maximizar alguna función objetivo del gobierno sobre un rango de tipos fijos. Sin embargo, aun cuando establecimos unas funciones criterio muy simples para el gobierno, encontramos que el problema era insoluble. No se obtuvieron soluciones de forma cerrada para la política de tipo de cambio. Por tanto, nos hemos apoyado en el supuesto de que, en un ambiente estacionario, un gobierno actuaría de acuerdo a la regla de política con parámetros calculados, dependiente de las variables de estado actuales.

¹¹ Más generalmente, la regla para fijar un nuevo tipo de cambio podría ser expresada como $\hat{e}_t = \delta_0 + \delta_1 \bar{e}_t + \delta_2 v_t$. La teoría puede ser entonces desarrollada como en el texto. No obstante, al usar esta regla para nuestro trabajo empírico, hallamos que δ_0 y δ_1 no eran estadísticamente diferentes de cero y uno, respectivamente. Por tanto, usamos (7) en nuestro desarrollo teórico y empírico para simplificar nuestro reporte.

¹² Un valor negativo para v_t significaría que $\bar{e}_t > \hat{e}_t$. Sin embargo, si las reservas estuvieran también a su nivel mínimo en la presencia de una v_t negativa, el resultado equivalente en la sección b) implicaría que \hat{e}_{t-1} excedió el tipo de cambio fijo. Por tanto, el sistema hubiera sido atacado un periodo antes. Entonces concluimos que sólo una realización de v_t positiva coincidirá con un ataque.

una cantidad no negativa que dependa de la magnitud de la perturbación que obligó el colapso.

Además, nótese que (6) y (7) implican que un proceso no estacionario para b_t indicaría que el actual tipo de cambio fijo se esperaría que fuese transitorio. Por ejemplo, requerimientos de finanzas públicas prioritarios pueden indicar una rápida creación de crédito interno en el futuro, la cual colapsará finalmente el tipo de cambio actual. Un proceso estacionario para b_t indicaría un grado de compromiso con el tipo de cambio presente. Aun cuando son factibles perturbaciones que hagan peligrar el tipo de cambio actual, la política pública removerá finalmente su impacto, siempre y cuando su magnitud no fuera suficiente para detonar una devaluación de manera contemporánea.

*d. La probabilidad de ataques especulativos
y el tipo de cambio condicional*

En la sección a demostramos que es equivalente que e_t exceda la tasa fija actual a que ocurra una devaluación en el tiempo t . Por tanto, la probabilidad de devaluación en el tiempo $t + 1$ basado en la información disponible al t es:

$$Pr(\mu\alpha\theta_1 + \mu b_{t+1} + \delta v_{t+1} > \bar{e}),$$

donde \bar{e} es el valor de la tasa fija en el tiempo t . Alternativamente, la probabilidad de devaluación es:

$$1 - F(k_t) = Pr(v_{t+1} > k_t) \quad (8)$$

donde $k_t = [1/(\mu + \delta)][\bar{e} - \mu\alpha\theta_1 - \mu(\theta_1 + \theta_2 b_t)]$ y $F(k_t)$ es la función de distribución acumulada asociada con $g(v)$.

Al conocer esta función de densidad, los agentes pueden formar expectativas de los tipos de cambio futuros a partir del promedio del tipo de cambio fijo actual y del tipo esperado a materializarse en una devaluación, ambos ponderados por sus probabilidades de ocurrencia respectiva.¹³

$$Ee_{t+1} = F(k_t)\bar{e} + [1 - F(k_t)]E[e_{t+1} | v_{t+1} > k_t]$$

¹³ Esta ecuación es similar a algunas desarrolladas por Krasker (1979) y Lizondo (1983) para modelar el sesgo persistente en tipos futuros para monedas con tipo de cambio fijo. No obstante, en Krasker y Lizondo la probabilidad de devaluación es dada exógenamente. Ellos argumentan que la existencia del sesgo persistente es un problema de pequeñas muestras. Sólo después de muchas "devaluaciones" una muestra suficientemente grande se acumulará; sin embargo, un investigador inferiría que este tipo futuro excesivamente descontado contiene un premio al riesgo. Estos "premios al riesgo" estimados, variarían a lo largo del tiempo con la probabilidad de devaluación y con el tipo de cambio condicional a una devaluación.

Usando (7), la expectativa condicional puede ser expresada como

$$E[e_{t+1} | v_{t+1} > k_t] = \mu\theta_1(1 + \alpha) + \mu\theta_2b_t + [\mu + \delta]$$

$$E[v_{t+1} | v_{t+1} > k_t] \quad (9)$$

donde

$$E[v_{t+1} | v_{t+1} > k_t] = \int_{k_t}^{\infty} vg(v)/[1 - F(k_t)]dv$$

Ya que $g(v)$ es una función de densidad normal, el pronóstico no condicional del tipo de cambio para $t + 1$ es:

$$Ee_{t+1} = F(k_t)\bar{e} + [1 - F(k_t)][\mu\theta_1(1 + \alpha) + \mu\theta_2b_t]$$

$$+ \sigma(\mu + \delta)\exp[-.5(k_t/\sigma)^2]/\sqrt{2\pi} \quad (10)$$

La probabilidad de que una devaluación ocurra el próximo periodo (8) y los pronósticos del tipo de cambio condicional y no condicional (1) y (10), respectivamente, son los principales productos de nuestro modelo. Nosotros esperaríamos que $[1 - F(k_t)]$ alcanzara un valor alto inmediatamente antes de una devaluación. Ee_{t+1} debe estar estrechamente correlacionado con los tipos de cambio futuros adecuados.¹⁴ Finalmente, el pronóstico condicional debe aproximar el tipo de cambio establecido cuando una devaluación ocurre. La significación estadística de la diferencia entre el pronóstico condicional y las devaluaciones realizadas puede ser determinada usando los intervalos de confianza asociados con la función de densidad probabilística $g(v)/[1 - F(k_t)]$.

II. Las devaluaciones mexicanas

En la sección I hacemos una extensión de los modelos de ataques especulativos al problema de devaluaciones recurrentes. Ya que ninguno de los modelos ha sido orientado empíricamente, hemos construido nuestra teoría de una manera que permita su instrumentación empírica. En particular, calcularemos tipos de cambio esperados condicionalmente y una serie de tiempo de las probabilidades de que una devaluación ocurra el próximo pe-

¹⁴ Las probabilidades de devaluación y los tipos de cambio condicionales esperados para más de un periodo en el futuro son desarrollados en una versión anterior de este estudio (Blanco y Garber, 1982). Con estas probabilidades y expectativas, es posible construir expectativas no condicionales del tipo de cambio para varios periodos en el futuro. Estos resultados son extendidos en Blanco (1984) para modelar la estructura temporal de los tipos de cambio futuros para el peso mexicano.

riodo $[1 - F(k_t)]$ para la experiencia mexicana reciente. Ya que las probabilidades de devaluación son endógenas en nuestro modelo, el método desarrollado para el cálculo de probabilidades nos permite usar observaciones tanto de los periodos de tipo de cambio fijo como de los periodos en los cuales las devaluaciones ocurren. La información para calcular las probabilidades surge de las series de tiempo de las variables del mercado de dinero y del tipo de cambio, y no sólo de las pocas devaluaciones.

Desde el principio, el lector debe ser advertido en contra de interpretar nuestros resultados empíricos como pruebas formales de este modelo. Antes de que tal interpretación sea apropiada, es necesario mejorar la especificación de las diferentes formas funcionales del modelo y de los procedimientos de estimación. En este estudio sólo intentamos considerar cómo la información puede ser utilizada para dar luz sobre el problema de los ataques especulativos. Consideramos nuestros resultados indicativos de la utilidad de esta manera de teorizar.

a. Descripción general del procedimiento de estimación

El tipo de cambio esperado no condicional (1) es la pieza clave del procedimiento de estimación. Al interpretar tipos de cambio futuros como tipos esperados no condicionales, podemos estimar los parámetros desconocidos en (10). Suponemos que los tipos futuros para el peso mexicano f_t son generados por

$$f_t = Ee_{t+1} + \epsilon_t \quad (11)$$

donde ϵ_t es una perturbación aleatoria. Ya que no hemos supuesto un premio al riesgo en la ecuación (2) y que Ee_{t+1} es la expectativa no condicional del tipo de cambio del siguiente periodo, la perturbación ϵ_t sólo puede surgir de un error de especificación. La existencia de premios al riesgo y las formas funcionales incorrectas constituyen algunas posibles especificaciones erróneas. Otra más es el error de medición que es originado por nuestra incapacidad de observar w_t y su exclusión de la b_t calculada. A pesar de la oscura naturaleza de ϵ_t , suponemos que es una perturbación bien comportada con valor esperado cero¹⁵ y ortogonal a las variables en la expresión para Ee_{t+1} .

Utilizamos un procedimiento de estimación de varias etapas.¹⁶ En primer lugar, estimamos los parámetros de la demanda de dinero por el método

¹⁵ Para comprobar este supuesto estimamos $f_t = \gamma_0 + \gamma_1 Ee_{t+1} + \epsilon_t$. En esta ecuación no nos fue posible rechazar la hipótesis conjunta que $\gamma_0 = 0.0$ y $\gamma_1 = 1.0$.

¹⁶ Un procedimiento alternativo de estimación es minimizar la suma de residuos al cuadrado de (11) sobre el vector de parámetros. Las estimaciones obtenidas de esta manera no fueron muy atractivas (por ejemplo, la estimación de θ_2 es mucho más grande que uno y la estimación de σ es varias veces mayor que el error estándar de mínimos cuadrados de v_t condicional al estimado de \bar{R}). Adicionalmente, al sustituir estas es-

descrito más adelante. En cada interacción del procedimiento estas estimaciones y una estimación de \bar{R} fueron usadas para calcular las series b_t . Posteriormente estimamos θ_1 , θ_2 y σ a través de minimizar la suma de los cuadrados de los residuos de la ecuación (5), o sea el proceso AR1 de b_t . Sustituyendo estas estimaciones y el valor correspondiente de \bar{R} en la ecuación (10), estimamos δ minimizando la suma de los cuadrados de los residuos de la ecuación no lineal (11), es decir, la ecuación del tipo de cambio futuro. Iteramos este procedimiento hasta que los parámetros estimados para δ y \bar{R} convergieron.

b. *Problemas de información en el caso mexicano*¹⁷

Para estimar los parámetros del modelo, utilizamos datos trimestrales desde el cuarto trimestre de 1973 hasta el cuarto trimestre de 1981. Estuvimos limitados a datos trimestrales debido a que el mercado de futuros del peso (Chicago), genera sólo cuatro observaciones por año. El mercado "forward" (Nueva York) se desarrolló después de la devaluación de 1976. No obstante que la información utilizada para propósitos de estimación de los parámetros no incluyó las devaluaciones de 1982, sustituimos los valores b_t realizados en 1982, en nuestra fórmula de probabilidad estimada para examinar la adecuación con que nuestro modelo "predice" lo sucedido en 1982.

La variable del acervo de dinero es la base monetaria del final del trimestre. Conceptos monetarios alternativos tales como M_1 parecieron inadecuados. Antes del suceso devaluatorio de 1976, el significado de M_1 era confuso, ya que las obligaciones a largo plazo del sistema bancario podrían ser convertidas en dinero sin costo alguno. Adicionalmente, un monto considerable de obligaciones internas fue convertido en dólares (los llamados mexdólares) durante el periodo muestral.¹⁸

El nivel de crédito interno D_t está representado sólo por los préstamos que el Banco de México otorga al Gobierno federal, debido a que la información sobre el financiamiento del Banco al resto de la economía no está disponible. Para y_t y p_t usamos las series trimestrales de los logaritmos del producto interno bruto y de su deflactor, respectivamente.¹⁹ Para representar el producto del nivel de precios externo y de las desviaciones con respecto a la paridad del poder de compra, dividimos el nivel de precios interno por el tipo de cambio fijo actual.

timaciones en (8) y (9), obtuvimos una serie poco interesante pues las probabilidades de que una devaluación ocurra en el próximo periodo fueron extremadamente bajas. Además, los tipos de cambio esperados condicionales en devaluaciones fueron muy diferentes de aquellos que se materializaron en 1976 y 1982.

¹⁷ Agradecemos a Armando Baqueiro, del Banco de México, el habernos suministrado la mayor parte de la información.

¹⁸ Véase Ortiz (1981) y Ortiz y Solís (1981) para una descripción del fenómeno de dolarización.

¹⁹ Estas dos series fueron calculadas por F. Clavijo, de la Secretaría de Programación y Presupuesto, usando el método desarrollado por Ginsburg (1973).

Durante la mayor parte del periodo, los mercados de capital mexicanos estaban poco desarrollados y las tasas de interés para las obligaciones bancarias fueron controladas. Por tanto, como una medida de i_t , usamos la tasa a tres meses de los bonos del Tesoro de los Estados Unidos, más el correspondiente descuento del peso en el mercado de futuros.

Para f_t en (11), usamos el logaritmo del valor al final del trimestre de la tasa del peso a ser pagada en tres meses a futuro.

Finalmente, el episodio mexicano representa una dificultad con nuestros supuestos acerca de \bar{R} , el valor mínimo permitido de la reserva neta. Supusimos en nuestro desarrollo teórico que \bar{R} permanecía constante, haciendo caso omiso de la evolución de otras variables del modelo. Primeramente, la economía mexicana mostró un rápido crecimiento para gran parte del periodo muestral; así pues, un nivel mínimo de reservas netas, el cual el banco central pudo haber considerado excesivo en 1973, podría haber sido fácilmente establecido en 1979. Segundo, el valor real del dólar declinó durante el periodo. El mantener cualquier nivel de reservas netas de dólares habría sido menos oneroso en términos reales al final del periodo que al principio.

Para dar cuenta de esta evolución posible del límite de la reserva,²⁰ hemos supuesto que éste iguala una constante \bar{R} multiplicada por un índice de precios de importaciones de los Estados Unidos. De esta manera, se reemplazó \bar{R} en la definición b_t con \bar{R} multiplicada por este índice. Esta modificación da cuenta en parte del declinante valor real del dólar. Aún más, ya que los precios de importación de los Estados Unidos fueron afectados considerablemente por los cambios en los precios del petróleo durante este tiempo, estos movimientos pueden reflejar una mayor capacidad de endeudamiento y liquidación mexicana, lo cual puede haber alentado al banco central para seguir apoyando el tipo de cambio fijo.

c. Resultados de la estimación

Al estimar los parámetros de la demanda de la base monetaria en la ecuación (1), empleamos una técnica de dos etapas con dos conjuntos alternativos de variable instrumentales. El primer conjunto contenía tres rezagos de las tasas de interés, mientras que el otro incluía además cuatro rezagos del ingreso real. También usamos variables artificiales para tomar en cuenta los efectos estacionales en la demanda de dinero. El cuadro 1 contiene las estimaciones de los parámetros resultantes.²¹ Las estimaciones de δ , \bar{R} , θ_1 , θ_2

²⁰ En general, se puede suponer que el nivel crítico de reservas es una función de variables tales como producto, crédito interno, nivel de precios de los socios comerciales del país, etc. Entonces se estimarían los parámetros de tal función conjuntamente con δ , θ_1 , θ_2 , y σ .

²¹ De todos los métodos de estimación que tratamos sólo dos produjeron estimados negativos en la semielasticidad de la tasa de interés: el método de variables instrumentales y el de mínimos cuadrados sobre una versión de ajuste parcial de (1).

CUADRO 1

Estimaciones de los parámetros de la demanda por base monetaria

<i>Parámetro</i>	<i>Estimación</i>
Ω	1.196 (0.051)
α	1.310 (0.627)
Marzo	-5.729 (0.599)
Junio	-5.765 (0.598)
Septiembre	-5.786 (0.601)
Diciembre	-5.656 (0.599)
Q(15)	27.021
R ²	0.962

Nota: El conjunto de variables instrumentales consiste en el segundo, tercero y cuarto rezagos de las tasas de interés. Q(n) es el estadístico Box-Pierce. Los números entre paréntesis son los errores estándar.

Fuente: Véase el apéndice.

y σ se incluyen en el cuadro 2.²² Al computar b_t ignoramos la presencia de la perturbación w_t de la demanda de dinero, ya que no es posible observar su magnitud. Esta es una fuente más de error de medición en nuestra construcción de b_t .²³

Antes de examinar las series probabilísticas de devaluación, desearíamos comentar sobre la naturaleza del modelo para los valores de los pará-

El suponer ajuste parcial requeriría considerar dos condiciones iniciales para derivar la solución del tipo flotante. Para evitar mayor complicación de la dinámica del modelo, procedemos a usar las estimaciones de las variables instrumentales. Como el estadístico Box-Pierce indicá, deben hacerse más esfuerzos para especificar la función de demanda de dinero. Cuando incluimos adicionalmente cuatro rezagos en el ingreso real como variables instrumentales, las estimaciones de los parámetros de demanda, así como las estimaciones de otros parámetros del modelo, no cambiaron significativamente. De igual manera, todos los resultados empíricos fundamentales de nuestro ensayo fueron invariables a la elección entre estos dos conjuntos de variables instrumentales.

²² Estas estimaciones fueron calculadas usando el algoritmo Davidson Fletcher Powell del paquete GQOPT de Quandt. Para una descripción del algoritmo, véase Powell (1971). Las estimaciones iniciales fueron producidas por un procedimiento de búsqueda (*grid search*). La naturaleza global del mínimo fue corroborada empleando diversos conjuntos de estimados iniciales.

²³ La función de densidad de v_t aparece como un poco sesgada a la derecha. De hecho, la prueba del multiplicador lagrangiano de Jarque-Bera lleva al rechazo de la

CUADRO 2

Estimaciones de los parámetros del tipo de cambio futuro

<i>Parámetro</i>	<i>Estimación</i>
\bar{R}	-3018.068 (657.942)
δ	1.956 (0.547)
θ_1	0.181 (0.438)
θ_2	0.929 (0.438)
σ	0.195

Nota: Los números entre paréntesis son los errores estándar. Aquellos para \bar{R} y δ son condicionales a los valores de θ_1 , θ_2 y σ . Los errores estándar para θ_1 , θ_2 y σ son derivados de la estimación de la ecuación de h_t con mínimos cuadrados ordinarios, condicionales al estimado de \bar{R} .

Fuente: Véase el apéndice.

metros señalados más adelante. El estimado de δ implica que el nuevo tipo de cambio fijo, el cual se materializa después de un ataque, excederá la tasa de flotación permanente, la cual equilibraría el mercado de dinero en el momento del ataque. Debido a que la estimación de punto del parámetro θ_2 implica que el proceso de h_t es estacionario, se espera que el nuevo tipo de cambio establecido sea permanente.²⁴ Sólo una acumulación grande de realizaciones positivas de v_t causará un nuevo ataque. Finalmente, el valor del parámetro \bar{R} implica que el mínimo límite de la reserva neta en millones de dólares fue -4454, en 1973/4 (el índice de importaciones de los Estados Unidos = 1.476); -6642 en 1976/3; -9707 en 1982/1, y -9667 en 1982/3.²⁵

d. *El tipo de cambio condicional en una devaluación*

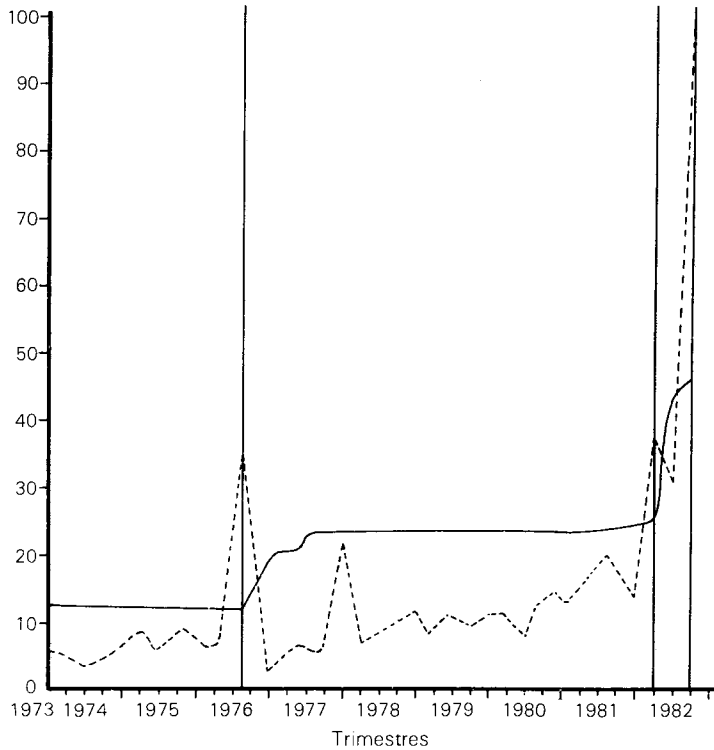
Uno de los bloques principales de nuestro modelo es la regla de política usada para establecer el tipo de cambio cuando una devaluación ocurre. Es interesante notar en la figura 1 y en el cuadro 3 que una devaluación ocu-

hipótesis de normalidad. En este punto de nuestra investigación es difícil determinar el impacto que esta desviación de la normalidad tiene sobre los estimadores. Investigaciones futuras deben usar una función de densidad más flexible que permitirá que el grado de sesgo de la función de densidad sea determinado por la información.

²⁴ Procede ser cauto con esta afirmación, ya que la estimación del parámetro θ_2 sería sesgado hacia abajo si el proceso h_t fuera no estacionario, por ejemplo $\theta_2 = 1$.

²⁵ Como es bien conocido en la literatura de finanzas internacionales, reservas netas negativas implican que las obligaciones del banco central con el resto de mundo son mayores que sus activos internacionales.

Figura 1
Tipos de cambio real y condicional



Fuente: Véase apéndice.

Nota: — es \bar{e} el tipo de cambio fijo en efecto al final del tiempo $t-1$, y - - - - es \hat{e}_t el tipo de cambio condicional en una devaluación. Las líneas verticales indican los trimestres cuando las devaluaciones ocurrieron.

rrió cuando e_t , el tipo de cambio fijado por la regla de política, excedió el tipo de cambio fijo en vigencia al final del periodo $t-1$. No obstante, existen diferencias notables entre e_t y los tipos de cambio que se materializaron durante las devaluaciones. Para la devaluación de 1976, el tipo de cambio fijado por el Banco de México (19.880) fue mucho más bajo que e_t (36.232). Este último hallazgo es una indicación del potencial para mejorar la especificación del modelo y/o los procedimientos de estimación.²⁶

²⁶ Sin embargo, vale la pena notar que en noviembre de 1976 el tipo de cambio llegó tan alto como 29.00, un tipo mucho más cercano al tipo condicional de 36.23 obtenido de nuestro modelo.

CUADRO 3

Tipos de cambio real y condicional

<i>Trimestre</i>	\bar{e}	\hat{e}_t
73/4	12.500	3.300
74/1	12.500	3.020
74/2	12.500	2.336
74/3	12.500	2.895
74/4	12.500	4.394
75/1	12.500	7.250
75/2	12.500	5.629
75/3	12.500	8.407
75/4	12.500	6.036
76/1	12.500	6.122
76/2	12.500	7.906
76/3	12.500	36.232
76/4	19.880	2.337
77/1	20.200	4.123
77/2	22.700	2.732
77/3	22.900	5.283
77/4	22.840	21.279
78/1	22.650	7.106
78/2	22.750	8.590
78/3	22.810	9.652
78/4	22.780	11.721
79/1	22.740	8.730
79/2	22.800	10.978
79/3	22.850	9.433
79/4	22.810	10.944
80/1	22.820	10.095
80/2	22.860	7.397
80/3	22.885	12.469
80/4	23.030	15.041
81/1	23.220	13.798
81/2	23.610	18.863
81/3	24.340	22.028
81/4	25.055	16.267
82/1	25.980	35.821
82/2	45.300	30.942
82/3	47.651	98.127

Nota: \bar{e} es el tipo de cambio fijo vigente al final del período $t-1$, y \hat{e}_t es el nuevo tipo de cambio fijo en el tiempo t condicional a una devaluación. Las devaluaciones ocurrieron en 76/3, 82/1 y 82/3. En 82/3 el Banco de México también impuso controles de cambio.

Fuente: Véase el apéndice.

e. Las probabilidades de que ocurra una devaluación el próximo período

La serie de las probabilidades de que una devaluación ocurra el próximo período es uno de los resultados más interesantes de este ejercicio. Calculamos la serie a partir de la ecuación (8) después de sustituir las estimacio-

nes de los parámetros indicados más abajo y la información asociada a cada observación.²⁷ Ya que las estimaciones de los parámetros basados en ambos conjuntos de variables instrumentales produjeron básicamente la misma serie de tiempo de probabilidades, reportaremos resultados sólo para el primer conjunto.

La serie presentada en la figura 2 indica que la probabilidad de devaluación, un periodo adelante, fue relativamente baja hasta el segundo trimestre de 1975. En 1975/3 saltó a un valor de .149, alcanzando .188 en 1976/2, el trimestre anterior a la devaluación de agosto, y .207 en 1976/3. La probabilidad declinó entonces precipitadamente después de las devaluaciones de 1976/3 y 1976/4, permaneciendo a niveles bajos hasta 1978/4. Las probabilidades empezaron a elevarse, alcanzando altos niveles en los tres trimestres previos a la devaluación de febrero de 1982. Aun después de esta devaluación de casi 100%, la probabilidad llegó a un nivel más alto de .294 en 1982/1, cuatro meses antes de la devaluación de agosto de 1982. Además de las devaluaciones mayores, ocurrieron minidevaluaciones durante 1981. La devaluación de agosto de 1982 fue diferente a las otras porque el Banco de México recurrió a controles de cambios en esta ocasión. Enfatizamos aquí que las probabilidades de la devaluación de 1982 son "fuera de la muestra", ya que estimamos todos los parámetros usando información sólo hasta 1981. Empleamos, entonces, los resultados para generar las probabilidades de que una devaluación ocurra en el próximo periodo para las devaluaciones de 1982.

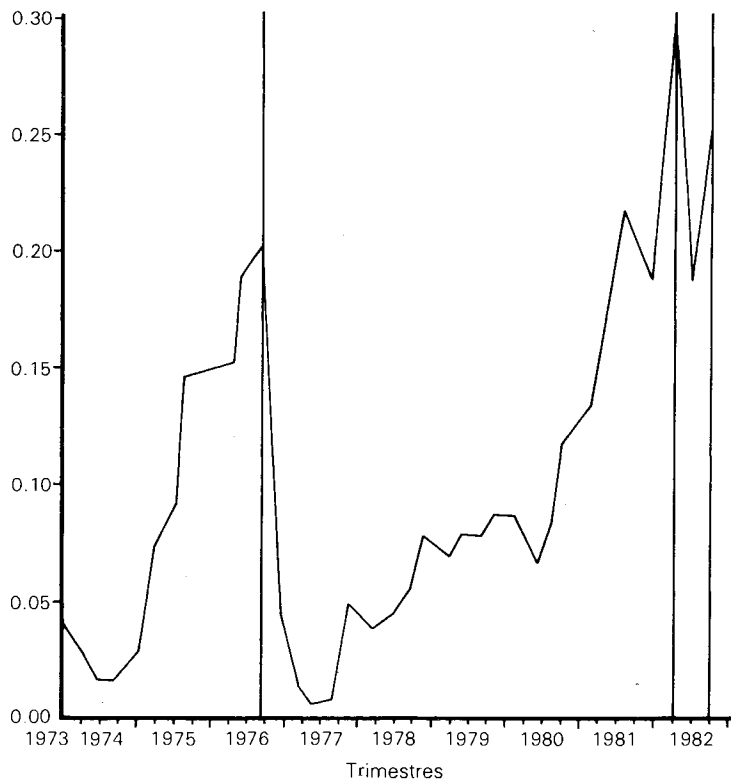
f. El tipo de cambio esperado, condicional en una devaluación

Para varios trimestres diferentes hemos calculado el tipo de cambio esperado, condicional en una devaluación en el trimestre actual, donde la expectativa está fundamentada en información proveniente del trimestre anterior. Tomando el antilogaritmo de la ecuación (7), calculamos la expectativa condicional del resultado de una manera análoga al desarrollo de la ecuación (9). También hemos construido el error estándar condicional y el intervalo de confianza del antilogaritmo de la expresión de la ecuación (7). Concentramos nuestro informe de resultados en los trimestres cercanos a las devaluaciones mayores.

En el cuadro 4 presentamos los tipos de cambio realizados, su pronóstico condicional, intervalos de confianza de 95% y errores estándares de los pronósticos. Ya que la función de densidad condicional en una devaluación es una logarítmica normal truncada, la asimetría de esta función impli-

²⁷ Como un árbitro notó correctamente, no proporcionamos un criterio estadístico para evaluar esta serie: ¿Cuándo podríamos afirmar que una probabilidad es suficientemente "alta" para pronosticar una devaluación para el siguiente periodo? No obstante, en principio, podríamos usar las probabilidades de devaluación para varios periodos adelante, para calcular el momento esperado del colapso y el intervalo de confianza alrededor del mismo.

Figura 2
Probabilidad de una devaluación en el siguiente periodo



Fuente: Véase apéndice.

Nota: Las líneas verticales indican los trimestres en que ocurrió una devaluación.

ca que los intervalos de confianza centrales en términos de distancia son diferentes de los intervalos centrales en términos de probabilidades.

Para las devaluaciones de 1976/3 y 1976/4, el tipo de cambio realizado cae dentro del intervalo de confianza a 95%. Para la devaluación de 1982/1 el tipo de cambio realizado no es contenido dentro del equidistante intervalo de confianza de 95%. Sin embargo, el tipo de cambio sí se encuentra en el intervalo central de 90% en términos de probabilidades. El relativamente alto tipo de cambio condicional y las probabilidades de devaluación durante los trimestres de 1981 parecen predecir la devaluación mayor de febrero de 1982, más que la serie de minidevaluaciones de 1981.

CUADRO 4

Tipos de cambio real y pronósticos condicionales

<i>Trimestre</i>	<i>Tipos de cambio</i>		<i>Límites del intervalo de confianza</i>		<i>Error estándar</i>
	<i>Realizado</i>	<i>Pronóstico condicional</i>	<i>Inferior</i>	<i>Superior</i>	
76/1	12.500	17.403	12.165	22.641	3.796
76/2	12.500	17.429	12.096	22.763	4.032
76/3	19.880	12.775	14.807	20.743	4.778
76/4	20.200	28.544	20.152	36.937	8.204
81/1	23.610	31.769	22.873	40.665	6.226
81/2	24.340	32.526	23.321	41.731	6.789
81/3	25.055	34.268	23.919	44.617	8.557
81/4	25.980	36.150	25.088	47.211	10.726
82/1	45.300	37.013	29.537	44.490	10.080
82/2	47.651	68.078	46.361	89.700	25.520
82/3		67.896	54.724	81.068	18.511

Nota: El tipo de cambio se elevó a 29.00 en noviembre de 1976. En 82/3 el Banco de México impuso un tipo de cambio dual con un tipo de cambio de 49.50 para transacciones preferenciales y otro de 75.00 para el resto de las transacciones. Adicionalmente, el tipo de cambio en el "mercado negro" de la frontera con Estados Unidos fue de 121.99.

Fuente: Véase apéndice.

Después de la devaluación de agosto de 1982, el gobierno mexicano impuso controles de cambios por primera vez. El Banco de México operó un régimen dual de tipo de cambio. Para algunas transacciones preferenciales el tipo de cambio fue de 49.50; para el resto, de 75.00. El tipo predicho de 67.896; calculado para un tipo de cambio fijo sin controles de capital, se encuentra entre estos dos valores. Sin embargo, el tipo predicho es mucho más bajo que el tipo de cambio de 121.996 que se materializó en el "mercado negro" de la frontera de los Estados Unidos.

III. Conclusión

Los países que mantienen tipos de cambio fijos son ocasionalmente acusados por crisis que los obligan a devaluar sus monedas. Si tales sucesos ocurren con alguna frecuencia y las tasas de cambio a futuro existen, es posible construir una función de densidad del momento de una crisis futura. La pieza clave de información en tal derivación es el tipo de cambio esperado, compuesto de una combinación de la probabilidad de una futura devaluación, del tipo de cambio condicional a una devaluación y del tipo de cambio vigente.

El identificar la probabilidad de devaluación requiere un modelo teórico del tipo de cambio esperado que incluya una formulación de la probabilidad. En este ensayo hemos ofrecido una secuencia de pasos con los que

las probabilidades de una devaluación pueden ser identificadas y estimadas. Igualmente, el método nos permite calcular tipos de cambio esperados, condicionales en una devaluación en el periodo siguiente.

Los resultados del ejercicio empírico son estimulantes. Nuestro modelo parece replicar algunos aspectos de la historia financiera reciente de México. Las devaluaciones, tanto dentro como fuera de la muestra, ocurrieron cuando el tipo de cambio condicional establecido por la regla de la política del banco central excedió el tipo de cambio fijo. Las probabilidades de devaluación alcanzaron relativamente altos valores antes de las devaluaciones realizadas, dos de las cuales ocurrieron para observaciones que se encontraban fuera de la muestra. Incluso, los tipos de cambio esperados condicionales a una devaluación son cercanos a los valores que se materializaron en los episodios de mayor importancia.

Apéndice

Derivamos nuestra información estadística de las siguientes fuentes:

- D: Financiamiento neto del Banco de México al gobierno federal en millones de pesos. Esta serie es una aproximación al componente interno de la base monetaria. Los datos del financiamiento a los intermediarios financieros del Banco de México y "posición neta: otros conceptos" no estuvieron disponibles para el periodo muestral. Fuente: Banco de México.
- f: Logaritmo de la tasa de pesos (al final del periodo) a ser pagada en tres meses a futuro. Fuente: *International Money Market Yearbook*, publicado por Chicago Mercantile Exchange, varios números.
- n: Logaritmo al final del trimestre de la base monetaria en millones de pesos. Fuente: Banco de México.
- i*: Tasa de interés sobre Bonos del Tesoro a tres meses. Fuente: *Federal Reserve Bulletin*, Board of Governors of the Federal Reserve System, varios números.
- p: Logaritmo del deflactor implícito del PIB para México. Los datos trimestrales se generaron por el método de interpolación de Ginsburg (1973).
- p*: Logaritmo del deflactor implícito de las importaciones de bienes y servicios de los Estados Unidos. Fuente: *Business Statistics*, Bureau of Economic Analysis, Department of Commerce.
- y: Logaritmo del PIB de México en términos reales. Los datos trimestrales fueron generados por el método de interpolación de Ginsburg (1973).

Bibliografía

- Blanco, Herminio, y Peter Garber, "Recurrent Devaluation and the Timing of Speculative Attacks", Working Paper, octubre, 1982.

- Blanco, Herminio, "The Term Structure of Future Exchange Rates: The Case of the Mexican Peso", Rice University Working Paper, diciembre, 1984.
- Connolly, Michael, y Dean Taylor, "The Exact Timing of the Collapse of an Exchange Rate Regime and its Impact on the Relative Prices of Traded Goods", *Journal of Money, Credit and Banking* 16 (mayo, 1984): 194-207.
- Flood, Robert y Peter Garber, "Gold Monetization and Gold Discipline", *Journal of Political Economy* 92 (febrero, 1984): 90-107.
- Flood, Robert y Peter Garber, "Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples", *Journal of International Economics* 17 (agosto, 1984): 1-14.
- Ginsburg, V., "A further Note on the Derivation of Quarterly Figures Consistent with Annual Data", *Applied Statistics* 22 (otoño, 1973): 368-373.
- Grilli, Vittorio, "Buying and Selling Attacks on Fixed Exchange Rate Systems" (1984), de próxima aparición en forthcoming, *Journal of International Economics*.
- Krasker, William, "The Peso Problem in Testing Efficiency of Forward Exchange Markets", *Journal of Monetary Economics* 6 (abril, 1980): 269-276.
- Krugman, Paul, "A Model of Balance-of-payments Crises", *Journal of Money, Credit, and Banking* 11 (agosto, 1979): 311-325.
- Lizondo, José, "Foreign Exchange Futures Prices under Fixed Exchange Rates", *Journal of International Economics* 14 (febrero, 1983): 69-84.
- Obstfeld, Maurice, "Balance-of-Payments Crises and Devaluation", *Journal of Money, Credit, and Banking* 16 (mayo, 1984): 208-217.
- Ortiz, Guillermo, "Dollarization in Mexico: Causes and Consequences". En *Financial Policies and the World Capital Markets*, editado por Pedro Aspe Armella, Rudiger Dornbusch y Maurice Obstfeld, Chicago: The University of Chicago Press, 1983.
- Ortiz, Guillermo, y Leopoldo Solís, "Financial Structure and Exchange Rate Experience, Mexico 1954-1979", *Journal of Development Economics* 6 (diciembre, 1979): 515-548.
- Ortiz, Guillermo, y Leopoldo Solís, "Substitución de monedas e independencia monetaria: el caso de México", *Serie Documentos de Investigación*, Banco de México (1981).
- Powell, M.J., "Recent Advances in Unconstrained Optimization", *Mathematical programming* 1 (octubre, 1971): 26-57.
- Salant, Stephen, "The Vulnerability of Price Stabilization Schemes to Speculative Attacks", *Journal of Political Economy* 91 (febrero, 1983): 1-38.
- Salant, Stephen, y Dal Henderson, "Market Anticipations of Government Gold Policies and the Price of Gold", *Journal of Political Economy* 86 (agosto, 1978): 627-648.

Traducción: Sergio Martín Moreno